

« Un modèle de choix de régime de change : Aspects théoriques et analyse empirique »^o

J.P. Allegret (GATE, UMR 5824 CNRS – Université Lyon 2 – ENS LSH)*

M. Ayadi (Institut Supérieur de Gestion, Tunis)*

L. Haouaoui Khouni (Institut Supérieur de Gestion, Tunis)*

Proposition de communication au colloque « Intégration financière internationale, régimes monétaires et stabilisation macroéconomique »

Thème 2- Intégration financière et régimes de change
Stratégies de change optimales pour les PED

Hammamet, Tunisie, 18 et 19 mai 2006

Version provisoire

RESUME

Au cours des années 90, les régimes d'ancrage souple dans les marchés émergent ont montré leur fragilité. En effet, de nombreuses crises de change ont frappé ces régimes, laissant alors apparaître un nouveau consensus autour des solutions en coins comme seuls régimes de change viables. Dans la réalité, les pays émergents sont confrontés, non pas au choix d'une des deux solutions en coins, mais plutôt au choix du degré de rigidité – ou de flottement – du taux de change. Cet article approfondit cette question. Par rapport à la littérature existante, il s'en démarque en développant une approche à la fois théorique et empirique. Le modèle s'inscrit dans la littérature caractérisée par la détermination d'un indice d'intervention du taux de change. En nous basant sur Aizenman et Hausmann (2001), nous introduisons la question de la réactivité des prix aux variations du taux de change et celle du financement de l'activité par la dette à la fois en monnaie domestique et en devises. Les principaux facteurs présidents aux choix du régime de change optimal sont intégrés dans l'analyse, à savoir : le *pass-through*, la volatilité relative des chocs nominaux par rapport aux chocs réels, le biais discrétionnaire, le canal du crédit et l'effet bilan. Le modèle est testé empiriquement sur un échantillon de 43 pays en développement.

^o. Une première version de ce texte a été présentée au 54^{ème} Congrès de l'Association Française de Science Économique (Paris, septembre 2005). Nous remercions A. Cartapanis, D. Plihon, H. Sterdyniak, F. Legros, B. Talbi et C. Mamoghli.

* allegret@gate.cnrs.fr, * ayadimed2001@yahoo.fr, * khouni.leila@neuf.fr

INTRODUCTION

Depuis 1994, les marchés émergents ont subi une succession de crises de change. Une caractéristique commune de ces crises est qu'elles ont frappé des pays qui avaient choisi des stratégies d'ancrage nominal fondé sur le taux de change. Il est apparu au contraire que les pays émergents sans ancrage sur le change avaient pu échapper à la contagion des crises de change. De cette succession de crises s'est dégagée le consensus selon lequel les régimes de change intermédiaires ne pouvaient constituer une politique crédible. Ce nouveau consensus repose sur la reconnaissance des solutions en coins – ancrage dur et flottement libre – comme seules solutions soutenables dans le nouvel environnement monétaire international marqué par la mobilité croissante des capitaux¹.

La pertinence de ce nouveau consensus a fait l'objet d'intenses débats. Sur le plan empirique, de nombreuses études ont montré la persistance des régimes intermédiaires même après les crises de change des années 90 (Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) ; Bénassy-Quéré et Coeuré (2000) ; Masson (2001)). Calvo et Reinhart (2001 et 2002) ont quant à eux identifié une « peur du flottement » (*fear of floating*) lié au fait que les dépréciations monétaires n'ont pas les mêmes effets dans les marchés émergents que dans les pays développés. Frankel (1999 et 2004) a contesté les fondements théoriques de ce consensus soulignant d'une part, qu'il ignore le fait qu'il existe un large spectre dans le choix possible du degré de rigidité/flexibilité du taux de change et, d'autre part, que compte tenu de la variété des chocs qui affectent les économies, et compte tenu de leur évolution au cours du temps, il n'existe pas *a priori* de régime de change qui soit optimal en tout point du temps. Les autorités doivent dès lors arbitrer entre les avantages et les coûts de la rigidité et de la flexibilité².

Il apparaît ainsi que les pays émergents sont confrontés, non pas au choix d'une des deux solutions en coins, mais plutôt au choix du degré de rigidité – ou de flottement – du taux de change. La suite de cet article approfondit cette question. L'objectif est de s'interroger sur le degré de flexibilité optimale du taux de change nominal en identifiant certains déterminants clefs du choix du régime de change. La littérature empirique sur les déterminants du choix des régimes de change est très importante. Elle ne permet cependant pas d'aboutir à des

¹. Voir notamment Summers (2000) ; Fischer (2001). Les études empiriques montrent que les régimes d'ancrage intermédiaires sont davantage sujets aux crises que les régimes extrêmes. Voir notamment Klein et Marion (1997) ainsi que Bubula et Ötcher-Robe (2003) ; Rogoff et al (2004).

². Pour une analyse de la littérature sur cette question, Rogoff et al (2004), Allegret (2005).

conclusions robustes. Les résultats empiriques dépendent du choix de l'échantillon des pays, de la période d'étude, de la méthode d'évaluation et de la classification des différents régimes de taux de change³.

Nous proposons une démarche différente en développant un modèle théorique qui s'inscrit dans la littérature caractérisée par la détermination d'un indice d'intervention du taux de change. Les régimes de taux de change fixe et totalement flexible sont des cas particuliers (Frenkel, Aizenman (1982)). A partir du modèle de Aizenman et Hausmann (2001), nous introduisons la question de la réactivité des prix aux variations du taux de change et celle du financement de l'activité par la dette à la fois en monnaie domestique et en devises. Ce modèle permet ainsi de retenir les principaux facteurs présents aux choix du régime de change optimal, à savoir : le *pass-through*, la volatilité relative des chocs nominaux par rapport aux chocs réels, le biais discrétionnaire, le canal du crédit et l'effet bilan.

La première partie présente le modèle théorique. La seconde partie teste sur un échantillon de 43 pays en développement la pertinence empirique du modèle proposé. D'une manière générale, les résultats obtenus confortent les régimes de change intermédiaires comme régimes les mieux adaptés aux pays en développement et émergents.

LA FLEXIBILITE OPTIMALE DU TAUX DE CHANGE : UNE DETERMINATION ANALYTIQUE

Le modèle utilisé est présenté en détail dans l'annexe. Dans ce qui suit, on met en avant ses principaux fondements afin d'en identifier les implications faisant l'objet de tests empiriques. On procède en deux temps. On commence par caractériser le modèle de base dans lequel les producteurs maximisent leurs profits anticipés dans une économie où l'emploi de la deuxième période est déterminé par des contrats nominaux avec prédétermination des salaires à la fin de la première période. L'information concernant les chocs réels et nominaux de la deuxième période est incomplète (Aizenman et Frenkel (1985)). Les autorités déterminent le degré optimal de flexibilité du taux de change en vue de minimiser la perte provenant d'une situation sous optimale en matière d'emploi, de production et d'inflation en

³. Les principaux déterminants des régimes de change sont fondés sur cinq approches principales : les zones monétaires optimales, la nature des chocs, la crédibilité des autorités, la trilogie impossible et l'effet de bilan lié aux engagements en devises des agents publics et privés. Levy-Yeyati, Sturzenegger et Reggio (2005) trouvent pour un échantillon de 183 pays sur la période 1974-1999 que les approches en termes de ZMO, de trilogie impossible et d'effets de bilan sont particulièrement pertinentes pour expliquer le choix des régimes de change. Von Hagen et Zhou (2004) montrent que les critères des ZMO sont pertinents pour un échantillon de plus de 100 pays en développement, pays émergents et pays en transition. Pour une revue de la littérature, voir entre autres von Hagen et Zhou (2004) ainsi que Rogoff et al (2004).

présence d'un biais discrétionnaire. Dans un deuxième temps, le modèle est élargi en introduisant un nouveau facteur de production sous la forme d'un capital quasi fixe. L'acquisition de celui-ci précède les décisions d'embauche et de production. On fait l'hypothèse que ce facteur de production peut être financé soit en monnaie domestique, soit en devises. On est ainsi en mesure d'identifier un canal du crédit et un effet bilan. Le modèle propose ainsi une interprétation théorique des principaux faits stylisés observés dans les marchés émergents (Hausmann, Panizza et Stein (2001)).

La politique optimale de change en l'absence de marchés du crédit

On distingue le choc réel du choc nominal. Le premier apparaît au niveau de la fonction de production en tant que choc de productivité alors que le choc nominal frappe le marché de la monnaie. Il représente la résultante entre le choc de demande et le choc d'offre.

Pour prendre en considération l'effet de la réactivité des prix aux variations du taux de change, nous supposons que les prix domestiques sont reliés aux prix étrangers par la parité des pouvoirs d'achat et qu'ils sont en plus fonction de la variation passée des taux de change de sorte que pour tout t quelconque nous pouvons écrire que :

$$P_t = P_{t-1} [1 + \theta (\frac{S_{t-1} - S_{t-2}}{S_{t-2}})]^4 \quad (1)$$

avec S_t le taux de change nominal en t (le prix de la monnaie étrangère en termes de monnaie domestique) et θ l'effet de la variation des taux de change sur les prix soit le *pass-through* (Ball (1998)).

Ainsi, $p_t = \log P_t - \log P_{t-1} = \log[1 + \theta s_{t-1}]^4$

Et pour tout $t=2$ nous avons :

$$p_2 = \theta s_1 \quad (2)$$

avec p_2 le log des prix en période 2 et s_1 le log du taux de change nominal en période 1.

Cette relation exprime la part de l'inflation qui provient de la réaction des prix au taux de change nominal (*pass-through*) mesuré par θ . Plus la réactivité des prix au taux de change nominal est élevée, plus l'inflation le sera. Ainsi, le coût de la flexibilité du taux de change en terme d'instabilité des prix est plus élevé dans les pays où le *pass-through* est plus élevé.

L'équilibre sur le marché de la monnaie est donné par :

⁴ Nous empruntons cette expression à Hausmann et al (1999) pour formaliser la question du *pass-through*.

⁵ Sachant que pour $x \approx 1$, $\log(1+x) \approx x$.

$$\delta_2 + m_2 = \log Y_2 + \log P_2 ; \quad m_2 = m_{2,0} - \gamma s_2 \quad ; \quad s_2 = \log S_2 - E_1 \log S_2 \quad (3)$$

avec m_2 l'offre de monnaie contrôlée par la banque centrale et δ_2 le choc de liquidité qui suit une loi normale de moyenne égale à zéro. On suppose que les deux chocs, de productivité et de liquidité ne sont pas corrélés.

En suivant Aizenman et Frenkel (1985), on considère que les informations concernant le taux de change, la politique d'intervention du taux de change et le niveau des prix sont connus. La banque centrale adopte un régime de flottement géré dans lequel l'offre de monnaie m_2 est connue. Les valeurs de γ et de $m_{2,0}$ sont prédéterminées par les autorités monétaires à la fin de la période 1. Un régime de flottement pur correspond à $\gamma = 0$ c'est-à-dire qu'il n'y a aucune intervention, et un régime de taux de change fixe correspond à $\gamma \rightarrow \infty$ puisque le dénominateur est égal à zéro et que les autorités interviennent par la variation de la masse monétaire.

La détermination de la politique optimale du taux de change repose sur une fonction de perte à la Barro – Gordon qui comporte deux objectifs (l'inflation et l'emploi) :

$$H = E_1 (\omega [\log P_2 - \log P_1]^2 + [k \log \bar{L}_2 - \log L_2]^2) \quad (4)$$

avec $k \geq 1$ et $\omega \geq 0$

où ω mesure le poids accordé à l'inflation dans la fonction de perte des autorités et \bar{L}_2 représente le plein emploi avec le minimum de tension.

A la fin de la première période, les autorités monétaires décident de la politique de la période 2, c'est-à-dire déterminent $m_{2,0}$ et γ à un niveau qui minimise la fonction de perte. Les autorités choisissent un régime de taux de change allant du rattachement rigide au flottement pur. Ceci revient à résoudre le problème de minimisation de H par rapport à $\log P_2$.

La politique du taux de change optimal γ^* s'exprime de la manière suivante :

$$\gamma^* = \left[\frac{\left(\bar{\beta} + \frac{V_\delta}{V_\mu} \right) \left(\frac{\omega}{\bar{\beta}^2} + 1 \right)}{(1 - \tau k)} - \bar{\beta} \right] \theta \quad (5)$$

La stabilité du taux de change est d'autant plus préférée que :

- l'impact de la variation du taux de change sur les prix est important, nous attendons une corrélation positive entre ce paramètre et un taux de change fixe ou fortement géré ;
- que la volatilité des chocs nominaux relativement aux chocs réels est grande ;

- que la perte associée à l'inflation est importante ;
- et que le biais discrétionnaire mesuré par k est élevé (fonction disciplinante des changes fixes).

Le flottement pur ($\gamma^*=0$) semble très peu réalisable puisque c'est le cas où il y a une absence totale de volatilité des chocs nominaux, de perte associée à l'inflation et de biais discrétionnaire.

L'intégration de la dette : canal du crédit et effet bilan

La prise en compte d'un nouveau facteur de production, le capital quasi fixe, dans la fonction de production, avec en plus l'hypothèse que ce facteur peut être financé sur la base du crédit domestique dans une proportion $\phi_1 = \alpha \phi$ et dans une proportion : $\phi_2 = (1-\alpha)\phi$ en devise, permet de mettre en relief le canal du crédit et l'effet bilan.

En effet, dans le cas où le capital quasi fixe peut être financé soit en monnaie domestique (en partie ou totalement), soit en devises (uniquement en partie, $\alpha \neq 0$), l'équation (16) de l'annexe montre que la politique qui consiste à réduire le taux d'intérêt permet d'accroître la production anticipée proportionnellement au crédit utilisé (ϕ_1) pour financer le capital.

Il est important donc d'écrire une nouvelle fonction de perte (\tilde{H}) qui montre le double effet sur la production : celui du taux d'intérêt et celui du choix du régime de change :

$$\tilde{H} = H - E(\log Y_2) \quad (6)$$

La flexibilité optimale du taux de change ($\tilde{\gamma}^*$) sera la solution de $\frac{d\tilde{H}}{d\gamma} = 0$.

En rappelant que γ^* est la solution de la première fonction de perte soit $dH/d\gamma=0$ alors pour $\gamma=\gamma^*$, nous aurons :

$$\left. \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} = \frac{\phi_1}{(1-\phi_1)} \frac{Y_{2,0}(r)}{(1+r)} \frac{dr}{d\gamma} \Big|_{\gamma=\gamma^*} < 0^6 \quad (7)$$

La réduction de la flexibilité augmente le bien-être en raison de l'effet favorable du taux d'intérêt sur la production. Si on note $\tilde{\gamma}^*$ le régime de change optimal en présence d'un besoin de financement du capital on constate que $\tilde{\gamma}^* > \gamma^*$.

Pour comprendre le mécanisme sous-jacent, on rappelle que le taux de change agit aussi bien sur les prix des biens et des salaires que sur les prix des actifs financiers. Dans le cas où le

⁶ On admet le résultat de Aizenman et Hausmann (2001) qui démontrent que $\frac{dr}{d\gamma} < 0$, autrement dit, que la flexibilité augmente le taux d'intérêt réel. Le risque associé à l'emprunt est plus élevé en cas de flexibilité.

régime de change mis en place est flexible, tout choc (positif ou négatif) des termes de l'échange se transmet au taux de change. Les agents économiques qui détiennent leur épargne sous forme d'actifs domestiques seront doublement lésés par la détérioration des termes de l'échange. Ils verront leurs revenus diminuer en raison de la baisse des prix à l'exportation, en plus, la dépréciation du taux de change réduira la valeur réelle de leurs actifs en monnaie domestique. Ainsi, en raison du risque plus élevé, la détention d'actifs financiers en monnaie domestique se fera à un taux d'intérêt réel plus élevé. En conséquence, on s'attend à ce que les régimes de change fixes aient des marchés financiers profonds et des taux d'intérêt réels faibles.

La flexibilité augmente le taux d'intérêt réel ($dr/d\gamma < 0$). Dans les économies où les producteurs comptent sur le système bancaire pour financer leur besoin en capital (canal du crédit), une baisse dans la flexibilité du taux de change (γ^* élevée) offre plus de gains. Ce gain est proportionnel à l'importance du besoin en capital. Ainsi, plus de fixité offrirait plus de gains aux pays émergents qu'aux pays développés.

Dans le cas où le capital quasi fixe peut être financé en partie ou en totalité en devises ou en partie en monnaie domestique ($\alpha = 1$ est exclu), il apparaît que la dépréciation de la monnaie domestique exerce un effet négatif sur la production. En effet, elle entraîne un alourdissement du poids de la dette extérieure libellée en devise. Il en résulte une baisse des profits qui réduit la richesse nette des entreprises. Cette réduction entraîne à son tour une baisse de l'investissement et donc de la production.

La flexibilité optimale du taux de change ($\tilde{\gamma}^*$) s'écrit alors :

$$\left. \frac{\partial \tilde{H}}{\partial \gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} = -\frac{\delta \log Y_{2,0}}{\delta s} \frac{\delta s}{\delta \gamma} = \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \frac{\delta s}{\delta \gamma} = \frac{(1-\alpha)\phi}{1-(1-\alpha)\phi} \frac{\delta s}{\delta \gamma} < 0 \quad (8)$$

La réduction de la flexibilité augmente le bien être en raison de l'effet favorable de la stabilité du taux de change sur la production. *A contrario*, une augmentation de la flexibilité se traduit par une augmentation de la dépréciation du taux de change qui entraîne un alourdissement du poids de la dette. L'effet bilan apparaît à travers l'impact de la variabilité du taux de change sur la dette en devise. La relation (8) décrit un effet de bilan négatif qui est d'autant plus important que le poids de la dette en devise (α faible) dans la dette totale est élevé.

Les implications à tester du modèle

Du modèle précédent découlent quatre implications que l'on peut tester :

1- Le degré optimal de flexibilité du taux de change tend à baisser lorsque :

- l'impact de la variation du taux de change sur les prix domestiques est élevé (peur du flottement) ;
 - les chocs nominaux relativement aux chocs réels sont élevés. Le choix du régime de change par rapport aux chocs se fait en terme de volatilité relative et non en terme absolu. Il ressort du modèle que le pays qui se trouve confronté à des chocs de liquidité relativement plus importants que les chocs réels a tendance à opter pour plus de fixité qu'un pays qui fait davantage face à des chocs de demande domestique ;
 - la perte associée à l'inflation est élevée. Plus les autorités accordent de l'importance au problème de l'inflation (ω élevé) plus elles auront tendance à opter pour une fixité du taux de change ;
 - le biais discrétionnaire est important. Plus celui-ci est important, plus l'inflation anticipée est élevée.
- 2- Dans les économies où les producteurs comptent sur le système bancaire (canal du crédit), pour financer leur besoin en capital, une baisse dans la flexibilité du taux de change (γ^* élevée) offre plus de gains. Ce gain est proportionnel à l'importance du besoin en capital.
- 3- Un régime de change fixe permet de réduire l'effet bilan.
- 4- Un régime de change fixe est associé à un marché financier profond.

UN MODELE EMPIRIQUE DU CHOIX D'UN REGIME DE CHANGE

La détermination empirique du choix d'un régime de change peut se faire de deux manières différentes :

- d'une manière déterministe

Il s'agit de calculer γ^* pour chaque pays ou chaque groupe de pays en se basant sur des estimations ou des valeurs *ad hoc* des paramètres de γ^* . Frenkel et Aizenmann (1982) se donnent des valeurs *ad hoc* afin d'argumenter la consistance de leur modèle. Allegret, Ayadi et Haouaoui (2001) utilisent des estimateurs des fonctions de production et de demande de monnaie afin d'évaluer certains paramètres et fixent d'une manière *ad hoc* d'autres variables explicatives de γ^* . L'utilisation de paramètres estimés a introduit un certain degré d'imprécision dans la mesure de γ^* .

- d'une manière aléatoire

On prend la décision du choix d'un régime de change donné comme une variable discrète. On s'intéresse à l'évaluation de la probabilité d'occurrence d'un régime donné (Bénassy-Quéré et Cœuré (2002), Levy-Yeyati et Sturzenegger et Reggio (2005)).

Cette probabilité est estimée grâce à un modèle de choix discret (modèle binomial ou multinomial) dont la variable endogène y_i prend deux ou plusieurs valeurs distinctes. Les variables explicatives correspondent aux arguments de γ^* .

Dans ce travail, notre objectif est d'expliquer dans quelle mesure la réactivité des prix aux variations du taux de change, les chocs auxquels se trouve confronté l'économie ainsi que le biais discrétionnaire expliquent la probabilité du choix d'un régime de change par un pays donné et dans quelle mesure ces facteurs potentiels poussent-ils les pays en développement à opter pour les solutions en coins plutôt que pour un régime intermédiaire. Pour ce faire, nous avons considéré les trois régimes de change $Y_i = 0, 1, 2$ qui représentent respectivement un régime de change flexible, un régime intermédiaire et un régime d'ancrage dur. Ces trois régimes sont indépendants les uns des autres puisque cette classification exclut tout chevauchement entre les alternatives. L'identification des déterminants de chacun de ces régimes appelle l'utilisation d'une modélisation du type logit multinomial. Nous prenons comme variables explicatives l'ensemble des paramètres (argument de γ^*), de plus nous considérons les conclusions théoriques comme soubassement à la validation des résultats empiriques.

Par ailleurs, la définition de la variable endogène y_i sera soumise à une certaine discussion. D'une part, il est possible de considérer le régime *de jure* et le régime *de facto*, et, d'autre part, dans la pratique on définit un ou plusieurs degrés de flexibilité et/ou de fixité, ce qui rendrait la notion de régime intermédiaire assez confuse.

En outre, le choix de certaines variables explicatives, telle que la réactivité des prix aux variations du taux de change ou encore l'importance relative des chocs mérite une discussion. Nous avons considéré plusieurs spécifications en partant du modèle de base auquel nous avons ajouté un ensemble de variables tel que l'effet bilan et le canal du crédit. Ainsi une discussion préalable sur le choix de la variable endogène et des variables explicatives s'impose avant toute estimation économétrique des paramètres de notre modèle.

Identification et discussion des variables du modèle empirique

La variable endogène : Identification des régimes de change

Pour identifier les régimes de change des pays de notre échantillon nous avons pris en considération les deux types de classifications (*de jure* et *de facto*).

La classification *de jure* pose le problème désormais largement reconnu de la non adéquation avec la réalité du comportement des autorités de plusieurs pays. En effet, certains pays à régime de change fixe dévaluent souvent leur taux de change pour stimuler et protéger la

compétitivité de leurs exportations, ce qui les rapprochent fortement des régimes de change flexibles, alors que d'autres qui déclarent avoir un régime de change flexible, maintiennent en fait le taux de change dans une bande étroite vis-à-vis de la plupart des principales devises.

Cependant, même si le pays peut renoncer au régime déclaré, l'annonce reflète en elle-même l'opinion des autorités concernant le régime de change le plus adéquat pour le pays. Elle peut également influencer les anticipations du marché sur le comportement du taux de change et la politique monétaire. Par ailleurs, la fréquence et la disponibilité des données pour un très grand nombre de pays sont les avantages des régimes *de jure*. De plus, plusieurs travaux empiriques utilisent cette classification, ce qui offre la possibilité de comparaison des résultats.

Parmi les classifications *de facto* qui existent (Bénassy-Quéré et Cœuré (2001), Levy-Yeyati et Sturzenegger (2001), Bubula et Otker-Robe (2002) et Reinhart et Rogoff (2004)), celle de Bubula et Otker-Robe est fidèle à la nouvelle conception du FMI à partir de 1998 et opère un retour dans le temps de 1990 à 2001. C'est ici la principale raison qui a dicté notre choix du classement pour les régimes *de facto*. Ainsi, nous avons utilisé la classification *de jure* du FMI (Yimf) sur la période 1980-1998 et celle *de facto* de Bubula et Otker-Robe (Ybor) sur la période 1990-2001, en ne considérant que trois catégories (rigides, intermédiaires ou flexibles). En effet, comme nous cherchons à vérifier si les régimes intermédiaires sont encore viables ou pas, par rapport aux solutions de coins, il est nécessaire d'opposer régimes intermédiaires aux régimes extrêmes donc trois catégories. Les caisses d'émission, la dollarisation et les unions monétaires forment un régime d'ancrage dur, le flottement indépendant, un régime de change flexible et tous les autres régimes sont considérés comme intermédiaires.

En termes de fréquences (tableau 1), les régimes intermédiaires représentent 55,45 % contre 22,43 % de régimes de flexibilité totale et de 22,12 % de régimes de rattachement rigide, selon une classification *de jure*. Cette fréquence est encore plus marquée si on adopte le classement *de facto* de Bubula et Otker-Robe où nous avons 76,70 % de régime intermédiaire contre 12,82 % de flexible et 10,49 % de fixe.

Tableau 1
Fréquence des régimes selon les différentes classifications

	Yimf	Ybor
Flexible	22,43	12,82
Intermédiaire	55,45	76,70
Ancrage dur	22,12	10,49

Les variables Exogènes : Les déterminants des régimes de change

La réactivité des prix aux variations du taux de change (pass-through)

Pour l'estimation de la réactivité des prix aux variations du taux de change (*pass-through*), nous avons adopté l'approche de Hausmann, Panizza et Stein (2001)⁷ dans laquelle les prix domestiques sont modélisés par l'équation suivante :

$$p = \alpha + \theta f, \text{ avec } p = \log P \text{ et } f = \log F \quad (9)$$

Où P représente l'indice des prix domestiques, α est un paramètre (*mark up*), F l'indice des prix internationaux en monnaie domestique (obtenue par le produit de l'indice des prix internationaux et d'un taux de change nominal)⁸ et θ représente l'élasticité de long terme des prix étrangers.

Pour vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les prix internes (p) et externes (f), nous utilisons la procédure en deux étapes d'Engel et Granger (1987).

Dans la première étape, il s'agit d'estimer par la méthode des MCO la relation suivante :

$$p = \alpha + \theta f_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

Pour effectuer dans un deuxième temps, un test de non stationnarité du type Augmented Dickey Fuller sur $\hat{\varepsilon}_t$

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = a + \phi \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + u_t \quad (11)$$

Soit $H_0 : \phi = 0$.

Si on rejette H_0 , alors $\hat{\varepsilon}_t$ est $I(0)$. La stationnarité des résidus prouve l'existence de la relation d'équilibre de long terme. Ceci nous autorise à procéder à l'analyse de la dynamique de court terme qui sera saisie par l'estimation du modèle à correction d'erreurs (ECM) suivant :

$$dp = \phi(p_{t-1} + \theta f_{t-1} + \alpha) + \phi dp_{t-1} + \lambda df_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Le paramètre (θ) mesure le coefficient de réactivité de long terme et λ le coefficient de court terme et ϕ la vitesse d'ajustement. Nous les avons calculés sur trois périodes différentes (1980-2001), (1980-1989) et la période (1990 -2001).

Pour l'estimation du modèle (12), nous avons procédé de la manière suivante :

⁷ Les auteurs suivent la méthodologie de Brower et Ericsson (1995) pour l'Australie et celle de Garcès Diaz (1999) pour le Mexique.

⁸ La variation la plus importante de F est imputable aux variations du taux de change.

p est mesuré par le log de l'indice des prix à la consommation domestique (IPC) il est régressé sur le log du taux de change (\$US) plus le log de l'indice des prix à la consommation international (IPC*)⁹.

Dans le tableau 2 sont résumés les moyennes des coefficients de réactivité à 12 mois de l'estimation du vecteur de correction d'erreur (VCE) pour l'ensemble de l'échantillon et par groupe de pays.

Tableau 2
Coefficients de réactivité à 12 mois par période par groupe de pays

	1980-2001	1980-1989	1990-2001
Moyenne tous les pays	0,682	0,910	1,051
Pays développés	0,123	0,144	0,123
Afrique	0,522	0,552	1,273
Amérique du Sud	1,166	1,816	1,382
Asie	0,527	0,635	0,661

Un coefficient inférieur à l'unité implique qu'un mouvement dans le taux de change nominal se transmet *via* les prix internationaux de façon moins que proportionnelle au niveau des prix domestiques, c'est-à-dire que le taux de change réel se déprécie durant cette période. A l'inverse, un coefficient de réaction supérieur à l'unité implique que le pays connaît une appréciation réelle de sa monnaie.

Il apparaît que l'indice de réactivité des pays développés est plus faible que celui des pays en développement et ceci quelque soit la période d'étude. Parmi ces derniers, les pays d'Amérique ont le niveau de réactivité le plus élevé. On note également que les années 1990-2001 sont marquées par une sensibilité des prix plus importante pour les pays en développement. La sensibilité des prix dans ces pays est bien plus grande que dans les pays développés. Les résultats de l'estimation expliquent le fait que les pays émergents, en raison de leur passé inflationniste, présentent une sensibilité particulière aux variations du taux de change presque intrinsèque. Ceci nous autorise à avancer l'idée que la flexibilité du taux de change est associée à un coût en terme d'instabilité des prix plus élevée en présence d'un *pass-through*. Nos résultats se recoupent avec ceux de Goldfajn et Werlang (2000) sur l'horizon 1980-2001 et la période 1980-1989. Nous remarquons que le degré de *pass-through* des pays d'Amérique est plus élevé que celui des pays d'Asie et d'Afrique. En vue de vérifier si la sensibilité des prix aux mouvements du taux de change est un facteur explicatif dans le

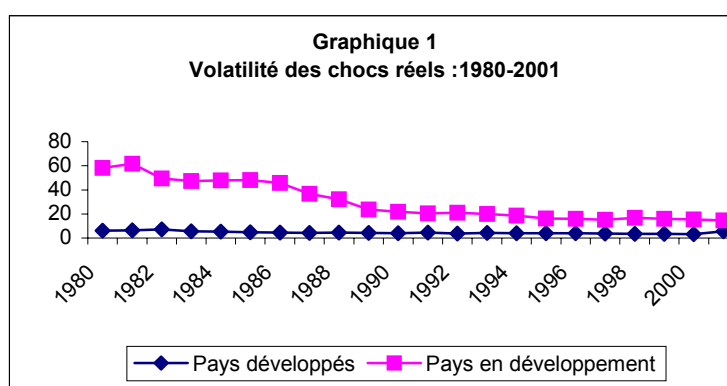
⁹ Pour les pays européens et certains pays africains (Burundi, Cameroun, Madagascar, Maroc, Sénégal et Togo) l'IPC* est représenté par l'Indice des Prix à la Consommation allemand. Pour les pays d'Asie, l'IPC* est celui du Japon.

choix du régime de change pour les pays émergents, nous utiliserons l'indice de réactivité à 12 mois comme variable explicative¹⁰.

Importance relative des chocs

Les chocs réels et nominaux, et plus particulièrement leur importance relative, constituent un élément essentiel dans notre modèle théorique de choix de régime de change. Lahiri et Végh (2001) montrent que dans les pays qui font face à de faibles chocs monétaires, les autorités peuvent trouver qu'il est optimal de laisser flotter le taux de change. Cependant, dans les pays où les chocs nominaux sont importants, les autorités trouveront plus optimal de stabiliser le taux de change. Lahiri et Végh considèrent que la relation entre le taux de change nominal et les chocs n'est pas une fonction monotone, mais qu'elle dépend de la taille des chocs.

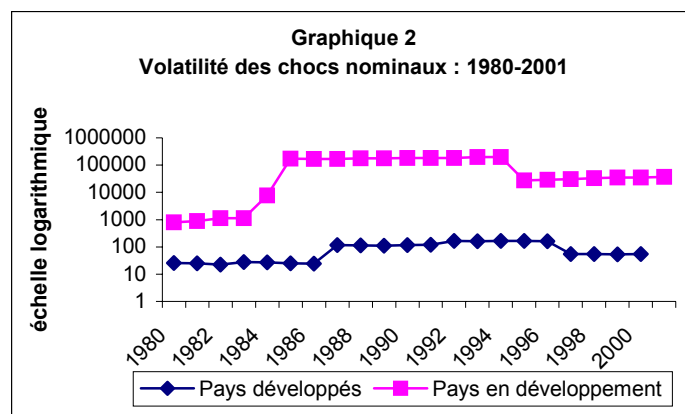
Avant de procéder à la régression proprement dite, une comparaison des chocs entre les groupes de pays s'avère intéressante¹¹.



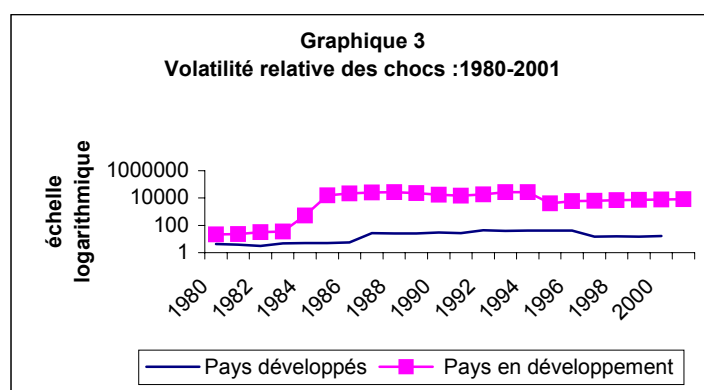
Dans le graphique 1, les chocs réels, mesurés par la variance des chocs du PIB réel, sont plus importants dans les pays émergents et en développement que dans les pays développés avec une nette tendance à la baisse chez les premiers.

¹⁰ Les résultats complets de l'estimation du *pass-through* par pays et sur les différentes périodes sont disponibles chez les auteurs à la demande.

¹¹ L'utilisation des pays développés dans la comparaison sert de benchmark.



Les chocs nominaux, mesurés par la variance des chocs des taux de croissance de M2, montrent bien que les pays en développement sont confrontés à des chocs nominaux beaucoup plus élevés que ceux des pays développés. Cette différence se creuse à la fin des années quatre vingt et au début des années quatre vingt dix et ceci malgré la tendance à la maîtrise de l'évolution de l'inflation.



Selon le graphique 3, le rapport des chocs est marqué par l'empreinte des chocs nominaux. Les graphiques suggèrent que, d'une manière générale, la prédominance des chocs nominaux dans les pays en développement indique bien que la pure flexibilité n'est pas une bonne solution. De même, le fait que les chocs réels restent très importants comparativement aux pays développés montrent que la fixité pure peut se révéler coûteuse. Tout cela semble donc bien aller dans le sens des régimes intermédiaires.

Résultats préliminaires

L'analyse univariée (tableau 3) montre que les moyennes des déterminants potentiels des régimes de change sont significativement différentes selon les caractéristiques des pays. On note par exemple que les pays confrontés à des chocs réels relativement plus importants que les chocs nominaux, et ayant une forte réactivité des prix, ont tendance à opter pour des régimes d'ancrages durs. Les régimes intermédiaires se distinguent par un niveau de chocs

nominaux relativement plus important que les chocs réels, et d'une inflation élevée. Les pays à régimes de change flexibles ont une faible réactivité des prix.

La dette domestique, mesurée par le ratio du crédit domestique au PIB accordé au secteur privé, est clairement plus importante quand le régime de change est d'ancrage dur. Il en est de même pour la composante externe de la dette. Il apparaît que les pays fortement endettés ont tendance à opter pour des ancrages durs. M2/PIB qui mesure la profondeur des marchés financiers présente une moyenne significativement plus importante pour des régimes d'ancrage dur. Cependant, ces relations bi-variées peuvent ne plus être significatives lorsqu'il s'agit de la régression multivariées.

Tableau 3
Moyennes de chaque variable (one-way analyse de variance).

	Moyenne (Nombre d'observations)						
	Flexible y=0		intermédiaire y=1		Ancrage dur y=2		P-Value*
Indicateurs du <i>pass-through</i>							
PTH (1980-2001)	0,365	(171)	0,770	(361)	0,969	(152)	0,0000
PTH (1980-89)	0,326	(47)	0,840	(190)	1,656	(113)	0,0000
PTH (1990-2001)	0,504	(114)	0,647	(171)	0,967	(39)	0,0002
Les différents chocs							
Nominaux	3,730	(159)	5,484	(362)	4,773	(145)	0,0000
Réels	1,747	(170)	2,664	(396)	3,372	(173)	0,0000
Leur rapport	1,974	(158)	2,923	(362)	1,436	(144)	0,0000
Biais discrétionnaire							
INF	1,966	(169)	2,348	(387)	2,091	(136)	0,0010
Autres variables							
dette domestique**	30,95	(39)	37,28	(275)	68,931	(44)	0,0000
dette externe**	75,084	(35)	66,35	(246)	115,67	(40)	0,0001
M2/PIB	27,34	(91)	35,2	(356)	39,22	(161)	0,0069

(*) P-value provient d'une analyse de variance (one-way) pour la comparaison des moyennes à un seuil de risque de 5 %.

(**) Moyenne de la dette domestique et externe par rapport au PIB selon un classement *de facto*.

Résultats de l'estimation

Nous avons procédé à quatre estimations en partant du modèle de base qui comporte les trois principales variables à savoir la réactivité des prix aux variations du taux de change (*pass-through*), l'importance relative des chocs et l'inflation. Nous avons ensuite essayé de prendre en considération la situation de certains pays hyper-inflationnistes en adoptant la démarche de Levy-yeyati, Sturzenegger et Reggio (2005) en introduisant une dummy (*high* 200).

La troisième spécification introduit l'effet bilan en distinguant un effet important (>80 % du PIB) d'un effet faible et la dernière spécification le canal du crédit pour déterminer le choix du régime de change.

Dans le tableau 4 figurent les coefficients des quatre spécifications économétriques ainsi que les *t de Student* des différentes variables explicatives dans les probabilités d'occurrence de chaque régime avec le régime intermédiaire comme régime de référence sur le plan statistique. $P(Y_i=1 | X_i)$ est la probabilité d'un régime intermédiaire alors que $P(Y_i=2 | X_i)$ est celle d'un régime d'ancrage dur

Tableau 4

	Estimation de base (1)	Effet de l'inflation (2)	Effet bilan (3)	Canal du crédit (4)
Flottement pur				
Constante	-1.277 (-6.15)	-1.677 (-6.67)	-1.974 (-6.31)	-2.077 (-5.33)
Pass-through	0.0787 (0.80)	0.088 (0.90)	0.119 (1.19)	0.114 (1.13)
Chocs	0.005 (0.13)	0.026 (0.74)	0.064 (1.68)	.0659 (1.72)
Inflation	0.116 (1.53)			
hyperinflation		-0.061 (-0.55)	-0.102 (-0.85)	-0.105 (-0.87)
Inflation normale		0.257 (2.89)	0.299 (3.05)	0.316 (2.99)
Effet bilan				
• Faible			0.002 (0.64)	0.002 (0.62)
• fort			-0.003 (-1.43)	-0.003 (-1.43)
Canal du crédit				0.002 (0.46)
Ancrage dur				
Constante	-0.316 (-1.36)	-0.283 (-1.22)	-0.238 (-0.76)	-0.0270 (-0.07)
Pass-through	0.352 (3.81)	0.357 (3.83)	0.390 (3.98)	0.390 (3.98)
Chocs	-0.239 (-4.58)	-0.253 (-4.75)	-0.384 (-5.78)	-0.394 (-5.81)
Inflation	-0.222 (-2.35)			
hyperinflation		0.021 (0.18)	0.089 (0.64)	0.089 (0.64)
Inflation normale		-0.247 (-2.55)	-0.283 (-2.65)	-0.318 (-2.76)
Effet bilan				
• Faible			0.008 (2.24)	0.009 (2.31)
• fort			0.00007 (0.04)	0.0001126 (0.06)
Canal du crédit				-0.003 (-0.81)

La lecture du tableau 4 nous montre que :

- Comme le suggère le modèle analytique, la réactivité des prix agit positivement sur la probabilité d'occurrence d'un régime stable et ceci quelque soit la spécification. En présence d'une forte sensibilité des prix aux variations du taux de change, le pays opte pour plus de stabilité par rapport à la flexibilité totale.
- Les résultats concernant l'inflation sont très intéressants. Il semble que lorsque nous distinguons les pays à niveau d'inflation élevée (hyperinflation) des pays où l'inflation est dite normale (Inflation normale), cette dernière agit positivement sur la probabilité d'occurrence d'un régime de flexibilité et négativement sur la probabilité d'occurrence d'un régime d'ancrage dur avec des résultats statistiquement significatifs (les spécifications (2), (3), et (4)), qui différencient hyper-inflation et inflation normale. Pour les pays où l'inflation est hyper élevée, même si les résultats ne sont pas statistiquement significatifs, le signe négatif par rapport à la flexibilité exprime bien le besoin d'un ancrage en vue d'une maîtrise de l'inflation.
- L'importance relative des chocs agit négativement avec des coefficients statistiquement significatifs sur la probabilité d'occurrence des régimes d'ancrage dur.

D'après l'analyse univariée se rapportant aux différents chocs, dans les divers pays, nous avons retenu que d'une manière générale la prédominance des chocs nominaux dans les pays en développement suggère que la flexibilité pure n'est pas la bonne solution. De plus, le fait que dans ces pays les chocs réels continuent à être importants montre aussi que la rigidité totale n'est pas non plus optimale. Tout cela milite en faveur des régimes intermédiaires. Nous notons qu'en régime *de jure* lorsque les chocs nominaux sont relativement plus élevés que les chocs réels, la probabilité d'occurrence d'un ancrage dur diminue par rapport à la flexibilité totale. En effet, en tenant compte uniquement de la variable rapport des chocs dans la régression nous obtenons (voir tableau 5) des résultats statistiquement significatifs concernant la probabilité du choix du régime intermédiaire en fonction du rapport des chocs à l'économie. On constate que pour le classement *de jure* et quelque soit la période d'étude, le rapport des chocs à l'économie est relié positivement à un régime intermédiaire, son coefficient est statistiquement significatif. Cette variable augmente la probabilité du choix d'un régime intermédiaire par rapport à un régime de flottement pur. On remarque aussi qu'elle diminue la probabilité d'occurrence d'un régime de rattachement rigide. Lorsque nous utilisons le classement *de facto*, le lien positif existe mais n'est pas statistiquement significatif.

Tableau 5

	Coef.	Std. Err.	t de Student	P> t	[95% Intervalle Confiance	
De jure	Intermédiaire 1980-1998					
Rapport des chocs	0,1724808	0,0471612	3,66	0	0,0800466	0,2649151
_cons	0,4173499	0,1402905	2,97	0,003	0,1423855	0,6923143
	Ancrage dur 1980-1998					
Rapport des chocs	-0,1783262	0,0680875	-2,62	0,009	-0,3117752	-0,0448772
_cons	0,2082411	0,1615937	1,29	0,198	-0,1084767	0,5249589

	Intermédiaire 1980-1989					
Rapport des chocs	0,2921755	0,0971599	3,01	0,003	0,1017455	0,4826055
_cons	0,7370281	0,2211318	3,33	0,001	0,3036178	1,170438
	Ancrage dur 1980-1989					
Rapport des chocs	-0,0479092	0,1068439	-0,45	0,654	-0,2573194	0,1615009
_cons	0,7684283	0,2245779	3,42	0,001	0,3282637	1,208593

	Intermédiaire 1990-1998					
Rapport des chocs	0,168549	0,057205	2,95	0,003	0,0564294	0,2806687
_cons	0,0152283	0,191031	0,08	0,936	-0,3591855	0,3896422
	Ancrage dur 1990-1998					
Rapport des chocs	-0,1354209	0,108986	-1,24	0,214	-0,3490296	0,0781878
_cons	-0,7722242	0,2805855	-2,75	0,006	-1,322162	-0,2222868
De facto	*****					
	Intermédiaire 1990-2001					
Rapport des chocs	0,0779283	0,0526522	1,48	0,139	-0,025268	0,1811246
_cons	0,8286317	0,1805818	4,59	0	0,474698	1,182565
	Ancrage dur 1990-2001					
Rapport des chocs	0,090789	0,0748978	1,21	0,225	-0,056008	0,237586
cons	-1,110033	0,2852791	-3,89	0	-1,66917	-0,5508962

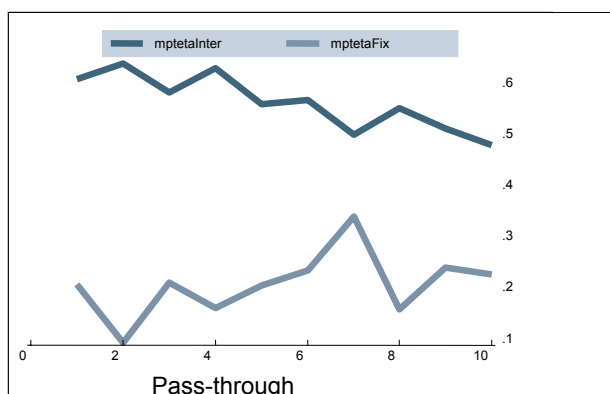
- Pour l'effet bilan la distinction entre effet fort et effet faible n'est pas significative pour les régimes d'ancrage dur. Cette variable agit positivement et significativement sur la probabilité d'occurrence des régimes d'ancrage. Il est important de noter que même si le résultat n'est pas statistiquement significatif, le signe négatif d'un effet bilan fort signifie que le régime de flexibilité totale n'est pas la solution dans ce cas.
- La variable canal du crédit n'est pas statistiquement significative de plus elle n'améliore pas la qualité de nos estimations.

Sensibilité des résultats par rapport aux variations des déterminants des régimes de change

A la suite de la régression, nous avons calculé pour chaque variable explicative du modèle des déciles, puis nous avons représenté la probabilité d'occurrence des régimes selon les prédictions du modèle (en ordonnée) par rapport aux différentes variables explicatives (en abscisse).

Nous représentons dans ce qui suit les graphiques les plus significatifs :

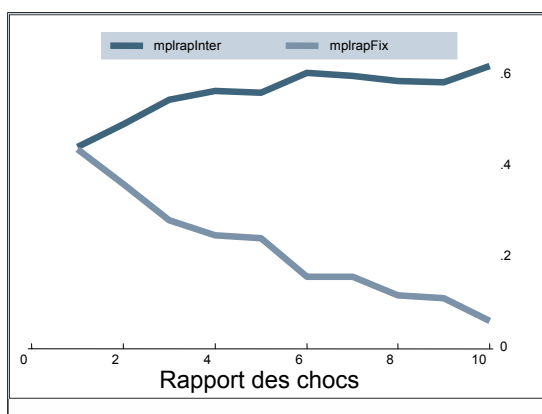
Graphique 4 : *Pass-through* et régime de change prédits



La tendance entre *pass-through* et l'ancrage dur est croissante alors qu'elle est légèrement décroissante dans le cas du régime intermédiaire par rapport à la flexibilité totale.

Le graphique 5 représente la relation entre le rapport des chocs nominaux aux chocs réels et la probabilité d'occurrence d'un régime intermédiaire et d'un régime d'ancrage dur.

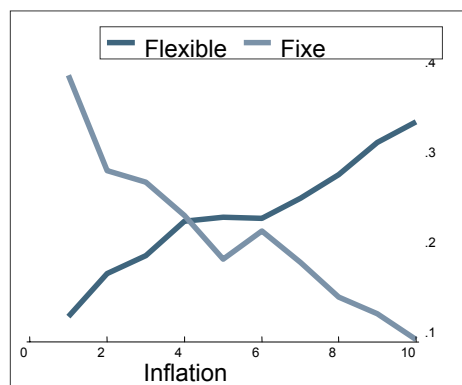
Graphique 5 : volatilité relative des chocs et régimes de change prédits



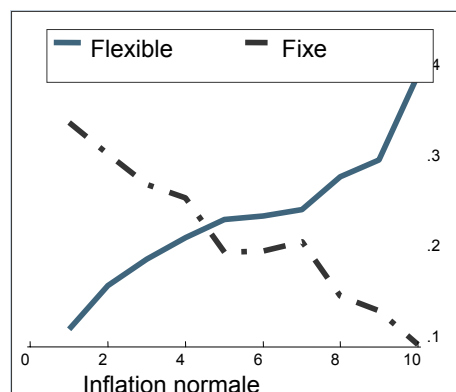
Il apparaît que la relation est négative par rapport à l'ancrage dur alors qu'elle est positive par rapport à un régime intermédiaire.

Graphique 6 : inflation et régime de change prédits

Graphique 6a

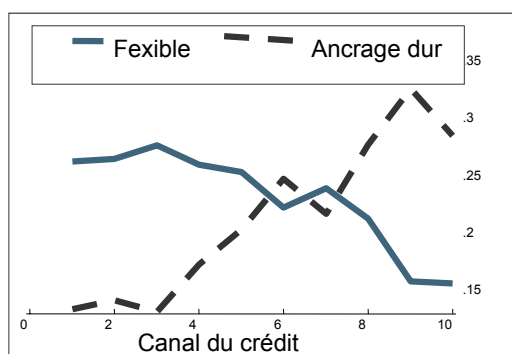


Graphique 6b



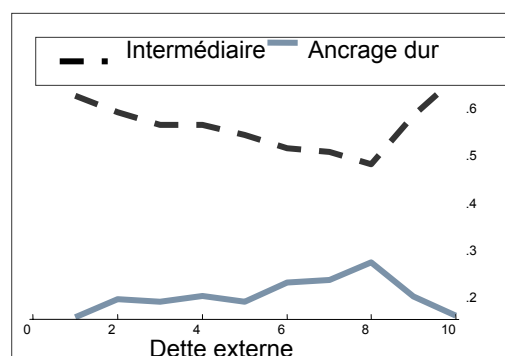
Après avoir écarté les pays hyper inflationnistes, le graphique (6b) montre clairement qu'en dehors des niveaux très élevés d'inflation (>200), la probabilité d'occurrence d'un régime de flexibilité est positive alors qu'elle est négative pour les ancrages durs.

Graphique 7 : Canal du crédit et régimes de change



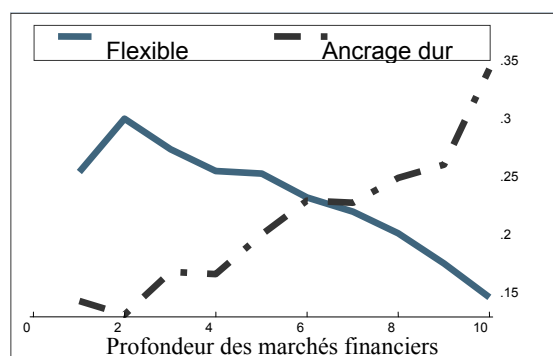
Le graphique 7 montre la tendance croissante entre la probabilité d'avoir un régime de fixité et le canal du crédit, alors qu'elle est négative pour une flexibilité totale. On note qu'au-delà du 8^{ème} décile, un seuil semble apparaître au-delà duquel on risque d'avoir un changement de tendance.

Graphique 8: dette externe et régime de change



Le graphique 8 retrace la relation entre la dette externe comme proxy de l'effet bilan et les probabilités d'occurrence d'un régime intermédiaire et d'un régime d'ancrage dur par rapport à la flexibilité totale. Ce qui est important à noter dans ce graphique c'est que nous avons un changement de tendance à partir du 8^{ème} décile. La probabilité d'avoir un régime intermédiaire plutôt qu'une flexibilité totale augmente lorsque l'effet bilan est important.

Graphique 9 : profondeur des marchés financiers et régimes de change



Le graphique 9 montre la relation positive entre la profondeur des marchés financiers approximée par M_2/PIB et les régimes de changes fixes alors que cette relation est négative pour un régime de flexibilité totale. Nous retrouvons ici la propriété prédite par le modèle théorique de notre première partie.

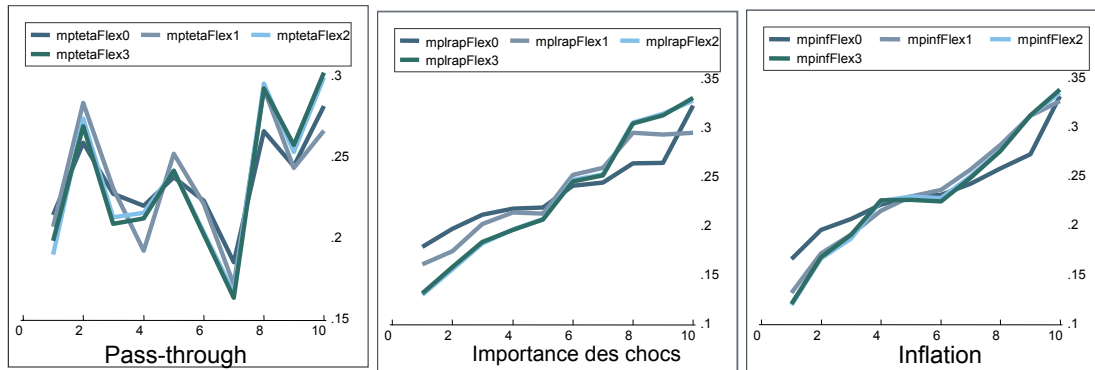
Tests de robustesse

Dans ce paragraphe, nous avons cherché à vérifier la robustesse de notre modèle par rapport à la spécification économétrique (a) et par rapport à la variable expliquée (b).

a) Robustesse par rapport à la spécification économétrique

Il s'agit de dissocier entre les différentes causes de variabilités de Y_i , pour cela nous essayerons de distinguer les erreurs dues au choix de la spécification des erreurs provenant des variables explicatives. L'utilisation de graphique représentant l'évolution des probabilités d'occurrence des différents régimes de change déduites des quatre spécifications économétriques précédentes est éloquent.

Graphique 10



Les graphiques 10 superposent les courbes des quatre estimations. Il apparaît que l'introduction de nouvelles variables explicatives modifie d'une manière peu significative la tendance des courbes dans le cadre d'un régime particulier.

b) Robustesse par rapport à la variable expliquée

Il s'agit dans ce cas de remplacer les variables expliquées (Yimf et Ybor) par YRR provenant de la classification naturelle de Reinhart et Rogoff (2004), tout en gardant nos variables explicatives.

Pour construire le YRR en trois catégories, nous avons fusionné les quatorze catégories des auteurs en veillant à isoler les régimes hyper inflationnistes (*freely falling*), de la manière suivante: Flexibilité totale (0) *Freely floating*, ancrage dur (2) *currency board* et *no separate legal tender* et le régime intermédiaire (1) comprend les catégories de 3 à 12.

Les résultats des régressions sont résumés dans le tableau 6 suivant. D'une manière générale, les résultats sont similaires à ceux trouvés précédemment ce qui prouve la robustesse des conclusions aux classifications de régimes alternatives.

Tableau 6

	1980-2001	1980-1989	1990-2001
FLOTTEMENT PUR			
Dy/dx (PTH)	-0,062726	-0,0737236	0,0215318
Dy/dx (Lrap)	-0,0228469	-0,0102174	-0,0171455
Dy/dx(Ldipc)	-0,0179052	0,0007267	-0,0336171
INTERMEDIAIRE			
Pass-through	0,6149386	1,998235	-0,2777426
t de Student	(2,12)	(2,68)	(-0,85)
dy/dx	0,03218	0,0268016	-0,088746
Les chocs	0,2263686	0,054504	0,3215216
t de student	(2,8)	(0,37)	(3,16)
dy/dx	0,0486899	0,0565332	0,045656
Inflation	0,2469584	0,2607658	0,185672
t de student	(2,09)	(1,32)	(1,21)
dy/dx	0,0295774	-0,0086634	0,0412579
_cons	0,5575984	,3593456	0,8684326
t de student	(1,97)	(0,84)	(2,45)
ANCRAGE DUR			
Pass-through	0,8426421	2,201415	1,317205
t de Student	(2,76)	(2,94)	(2,95)
dy/dx	0,030546	0,046922	0,0672142

Les chocs t de Student dy/dx	-0,1075004 (-1,02) 0,0307846	-0,310024 (-1,80) 0,0572599	-0,0000687 (-0,00) -0,0120389
Inflation t de Student dy/dx	0,1496018 (0,96) -0,0067305	0,3679297 (1,44) 0,0188808	-0,3978689 (-1,80) -0,0241124
constante t de Student	-0,6041887 (-1,66)	-0,8295211 (-1,46)	-1,103001 (-2,10)
Log Likelihood	-419,28602	-198,16598	-189,41302
nombre 'observations	597	261	326
% prédictions correctes	74,71%	68,20%	78,53%

1. La relation entre un *pass-through* élevé et un régime stable est bien vérifiée puisque nous avons des coefficients estimés positifs et statistiquement significatifs.
2. La relation qui consiste à prévoir une probabilité élevée d'avoir un régime intermédiaire avec le biais discrétionnaire est vérifiée économétriquement sur l'ensemble de la période. La subdivision de la période en sous période ne permet plus de valider la relation positive entre biais discrétionnaire et régime stable.
3. Concernant la relation entre régime de change et rapport des chocs nominaux aux chocs réels, les coefficients estimés des rapports des chocs nominaux à l'économie traduisent une relation statistiquement positive avec la probabilité d'occurrence d'un régime intermédiaire par rapport à la flexibilité totale pour les périodes 1980-2001 et 1990-2001. On remarque aussi que quoique non significatif le rapport des chocs nominaux à l'économie diminue la probabilité d'occurrence d'un régime d'ancrage dur.

En définitive les tests réalisés confortent les résultats obtenus dans notre estimation du modèle.

CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons cherché à apporter une réponse à certaines questions du débat sur le choix du régime de change dans les pays émergents à savoir : l'existence d'un régime de change optimal en dehors des solutions de coins, l'utilisation du taux de change comme instrument d'ajustement, le rôle de la réactivité des prix aux variations du taux de change et l'importance du canal financier. Pour se faire nous avons procédé à une extension du modèle de Aizenman et Hausmann (2001) en introduisant la question du *pass-through*, et en écrivant une fonction de production qui permet de montrer que pour les pays émergents caractérisés par des marchés financiers imparfaits et des inégalités d'accès aux marchés internationaux, un régime de change stable offre un gain supplémentaire par l'augmentation de la production.

Les résultats théoriques ont été largement consolidés par des estimations de *logit* sur un échantillon de 43 pays en développement. Les premières estimations obtenues montrent que, par rapport à la flexibilité totale, la réactivité des prix augmente de manière significative la probabilité d'avoir un régime intermédiaire, que la prédominance des chocs nominaux dans les pays en développement indique bien que la pure flexibilité n'est pas une bonne solution. De même, le fait que les chocs réels restent très importants comparativement aux pays développés montre que la fixité pure peut se révéler coûteuse. Quant à l'influence du biais discrétionnaire, nous avons remarqué que cette variable montre clairement qu'en dehors des niveaux très élevés d'inflation (>200), la probabilité d'occurrence d'un régime de flexibilité est positive alors qu'elle est négative pour les ancrages durs.

Le classement des régimes prédits par le modèle selon le critère de la dette domestique et de la profondeur des marchés financiers montre, d'une part, que la probabilité d'avoir un régime intermédiaire plutôt qu'une flexibilité totale augmente lorsque l'effet bilan est important et, d'autre part, que la profondeur des marchés financiers est liée négativement à la flexibilité du taux de change. Cependant, la variable canal du crédit n'est pas statistiquement significative de plus elle n'améliore pas la qualité de nos estimations.

RÉFÉRENCES

- Aizenman J et J. Frenkel (1985), « Optimal Wage Indexation, Foreign Exchange Intervention, and Monetary Policy » *The American Economic Review*, Volume 75 n° 3 p 402-423.
- Aizenman J et R. Hausmann (2001) « Exchange Rate Regimes and Financial-Market Imperfections » *NBER Working Paper*, juillet.
- Allegret J.P. (2005), *Les régimes de change dans les marchés émergents*, Vuibert, Paris.
- Allegret J.P., M. Ayadi et L. Haouaoui (2001), « Volatilité des chocs et degré de flexibilité du taux de change », *Communication au 50^{ème} Congrès de l'Association Française de Science Economique*, Paris, septembre.
- Ball L. (1998), « Policy rules for open economies », *NBER Working Paper Series*, n°6760.
- Bénassy-Quéré A. et Coeuré B. (2000), « L'avenir des « petites » monnaies, solutions régionales contre solutions en coin », *Revue d'Economie Politique*, vol.110, 3, p.345-376.
- Bénassy-Quéré A. et B. Coeuré (2002) « The survival of intermediate exchange rate regimes » *CEPII, Working paper #2002-07*
- Berger H., J. Sturm et J de Haan (2000) « An empirical investigation into exchange rate regime choice and exchange rate volatility » *CESifo Working Paper #263*.
- Bubula A. et I. Oter-Robe (2002), « The Evolution of Exchange Rate Regimes since 1990 : Evidence from *de facto* Policies » *IMF Working Paper #02/155*.
- Calvo G. et C.M. Reinhart (2001), « Fixing for your life », in S. Collins et D. Rodrik (eds), *Brookings Trade Forum 2000*, Brookings Institution, Washington DC, p.1-39.

Calvo G. et C.M. Reinhart (2002), « Fear of floating », *The Quarterly Journal of Economics*, vol.117, n°2, mai, p.379-408.

Cartapanis A. et V. Dropsy (2005), « Financial vulnerability and exchange rate regimes in Latin American and Asian emerging countries : towards new criteria », in P. Artus, A. Cartapanis et F. Legros (eds), *Regional currency areas in financial globalization*, Edward Elgar, Cheltenham, RU, p.121-145.

Eichengreen B. et R. Hausmann (1999), « Exchange rates and financial fragility », in *New challenges for monetary policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, p.329-368.

Frankel J.A. (1999), « No single currency regime is right for all countries or at all times », *Essays in International Finance*, International Finance Section, Université de Princeton, n°215, août.

Frankel J.A. (2004), « Experience of and lessons from exchange rate regimes en emerging economies », in Asian Development Bank (ed), *Monetary and financial integration in East Asia : the way ahead*, Palgrave Macmillan Press, New York, vol.2, p.91-138.

Frenkel J.A., J. Aizenman (1982), « Aspects of the optimal management of exchange rates », *Journal of International Economics*, 13, p.231-256.

Goldfajn I. et S. Werlang (2000), « The pass-through from depreciation to inflation : A Panel Study » *Working Paper* n° 423, Department of economics, PUC-RIO.

Gonzalez J. A. (2000), « Exchange rate pass-through and partial dollarisation : ss there a link ? » *Stanford University Working paper* n°81.

Hausmann R., Panizza U. et Stein E. (2001), « Why do countries float the way they float ? », *Journal of Development Economics*, vol.66, n°2, décembre, p.387-414.

Hausmann R et U. Panizza (2003), « On the determinants of "original sin" : an empirical investigation » *Journal of International Money and Finance*, vol. 22,7, p.957-990.

Juhn G. et P. Mauro (2002), « Long-run determinants of exchange rate regime : a simple sensitivity analysis » *mimeo*,

<http://sceco.univ-aix.fr/cefi/colloques.juhnmauro.pdf>. ou IMF WP/02/104.

Klein M. et N. Marion (1997), « Explaining the duration of exchange rate pegs », *Journal of Development Economics*, 54, décembre, p.387-404.

Lahiri A. et C. Végh (2001), « Living with the fear of floating : an optimal policy perspective » *mimeo*, UCLA.

Levy-Yeyati E., F. Sturzenegger et I. Reggio (2005), « On the endogeneity of exchange rate regimes », *Mimeo*.

Levy-Yeyati E.L. et F. Sturzenegger (2005), « Classifying exchange rate regimes : deeds vs words », *European Economic Review*, vol. 49, p.1603-1635.

Masson P. (2001), « Exchange rate regime transition », *Journal of Development Economics*, vol.64, n°2, avril, p.571-586.

Reinhart C.M. et K.S. Rogoff (2004), « The modern history of exchange rate arrangements : a reinterpretation », *The Quarterly Journal of Economics*, vol.119, n°1, février, p.1-48.

Rogoff K.S., A.M. Husain, A. Mody, R. Brooks et N. Oomes (2003), « Evolution and performance of exchange rate regimes », *IMF Working Paper*, WP/03/243, décembre.

Summers L. (2000), « International financial crises: causes, prevention, and cures », *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, 90, 2, mai, p.1-13.

Von Hagen J. et J. Zhou (2004), « The choice of exchange rate regimes in developing countries : a multinomial panel analysis », *Z.E.I. Working Paper*, B32.

Walentin K. (2002), «The Puzzling Choice of Exchange Rate Regime-Why Such a Fear of Floating ?» New York University

ANNEXE 1 PRESENTATION DU MODELE

A] Le modèle de base :

1-Production et emploi

Nous partons d'un modèle d'offre où la fonction de production est du type Cobb-Douglas :

$$\log Y_2 = \beta \log L_2 + \mu_2 \text{ avec } 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

$$\log L_2^S = \log A + \varepsilon \log(W_2 / P_2) \text{ avec } \varepsilon > 0 \quad (2)$$

Y_2 , L_2 , W_2 , P_2 et μ_2 désignent respectivement la production, le niveau de l'emploi, le taux de salaire nominal, le niveau général des prix et le choc réel de productivité en t_2 . Le choc de productivité est supposé suivre une loi normale de moyenne égale à zéro.

L'équation (2) exprime la relation positive entre l'offre de travail (L^S) et le taux de salaire réel avec ε l'élasticité d'offre de travail par rapport au taux de salaire réel.

Pour déterminer la demande de travail par les entreprises, on suppose que celles-ci maximisent leur profit en respectant la condition d'égalité à l'équilibre entre la productivité marginale du travail (PmL) et le taux de salaire réel (W/P).

Le niveau de production d'équilibre de long terme qui repose sur l'hypothèse que tous les chocs sont nuls est donné par :

$$\log Y_{2,0} = \bar{\beta} \bar{\beta} [\log \beta - \log W_{2,0} + \log P_{2,0}], \text{ avec } \bar{\beta} = \frac{1}{1-\beta} \quad (3)$$

$$\log L_2 = \log L_{2,0} + \bar{\beta} [p_2 + E_2(\mu)] ; \text{ avec } p_2 = \log P_2 - E_1 \log P_2 \quad (3')$$

$\bar{\beta}$ est l'élasticité de la demande de travail, $P_{2,0}$ et $W_{2,0}$, le niveau général des prix et le taux de salaire nominal en absence de choc. L'écart entre le niveau de production courant en période 2 et le niveau d'équilibre de cette période est donné par :

$$y_2 = \log Y_2 - \log Y_{2,0} = \bar{\beta} \bar{\beta} [(\log P_2 - \log P_{2,0}) - (\log W_2 - \log W_{2,0}) + E_2(\mu)] + \mu_2 \quad (4)$$

A la suite des négociations, les salaires nominaux sont déterminés en fonction d'une règle d'indexation des taux de salaires. Cette règle stipule qu'à la deuxième période, les salaires seront fonction des taux de salaires d'équilibre de long terme qui résulteraient de l'absence de tous les chocs et de la déviation des prix anticipés par rapport aux prix d'équilibre.

La forme réduite de la seconde période en matière de production et d'emploi devient :

$$y_2 = \beta \bar{\beta} [p_2 + E_2(\mu)] + \mu_2 \quad (5)$$

$$l_2 = \log(L_2) - \log(L_{2,0}) \cong \bar{\beta} [p_2 + E_2(\mu)] \quad (5')$$

L'équation (5) exprime la fonction d'offre agrégée qui dépend du prix et des chocs de productivités anticipés et réalisés. On note que l'indexation des salaires ne se répercute pas sur la fonction de production.

Concernant les prix domestiques, on suppose qu'ils sont reliés aux prix étrangers par la parité des pouvoirs d'achat et qu'ils sont fonction de la variation passée des taux de change, de sorte que pour tout t quelconque nous pouvons écrire que :

$$P_t = P_{t-1} [1 + \theta (\frac{S_{t-1} - S_{t-2}}{S_{t-2}})]^{12} \quad (6)$$

avec S_t le taux de change nominal en t (le prix de la monnaie étrangère en termes de monnaie domestique) et θ l'effet de la variation des taux de change sur les prix soit le *pass-through* (Ball 1998).

Ainsi, $p_t = \log P_t - \log P_{t-1} = \log[1 + \theta s_{t-1}]$

Et pour tout $t=2$ nous avons :

$$p_2 = \theta s_1 \quad (7)$$

Cette relation exprime aussi la part de l'inflation qui provient de la réaction des prix au taux de change nominal (*pass-through*) mesuré par θ .

2- Le marché de la monnaie

L'équilibre sur le marché de la monnaie est donné par

$$\delta_2 + m_2 = \log Y_2 + \log P_2 ; \quad m_2 = m_{2,0} - \gamma s_2 \quad ; \quad s_2 = \log S_2 - E_1 \log S_2 \quad (8)$$

avec m_2 l'offre de monnaie contrôlée par la banque centrale et δ_2 le choc de liquidité qui suit une loi normale de moyenne égale à zéro. On suppose que les deux chocs, de productivité et de liquidité ne sont pas corrélés.

Les valeurs de γ et de $m_{2,0}$ sont prédéterminées par les autorités monétaires à la fin de la période 1. Un régime de flottement pur correspond à $\gamma = 0$ et un régime de taux de change fixe correspond à $\gamma \rightarrow \infty$.

Ces hypothèses impliquent que le taux de change indique la valeur de $(\mu - \delta)^{13}$ qui exprime le différentiel des chocs qui frappe l'économie et non chacun d'eux pris séparément. Soit :

$$E_2(\mu) = (\mu - \delta)\psi \quad (9)$$

Puisque ψ est l'estimateur d'une fonction linéaire, on peut l'approximer par l'estimateur des MCO. On rappelle que les chocs sont indépendants, et on suppose que $\overline{E(\mu)} = 0$ et $\overline{(\mu - \delta)} = 0$ ce qui nous donne :

¹² Nous empruntons cette expression à Hausmann et al (1999) pour formaliser la question du *pass-through*.

¹³ L'équilibre sur le marché de la monnaie implique $\delta_2 - \gamma s_2 = y_2 + \theta s_2$, en utilisant les relations (5) et (11), nous obtenons $s_2(\bar{\beta}\theta + \gamma) = \delta - \bar{\beta}\bar{\beta}E_2(\mu) - \mu$, ainsi le taux de change est une fonction linéaire de $(\delta - \mu)$ indiquant la valeur de $(\mu - \delta)$.

$$\psi = \frac{\text{Cov}(\mu, (\mu - \delta))}{V(\mu - \delta)} = \frac{V(\mu)}{V(\mu) + V(\delta)}.$$

3- La politique optimale de change :

La fonction de perte s'écrit :

$$H = E_1(\omega[\log P_2 - \log P_1]^2 + [k \log \bar{L}_2 - \log L_2]^2) ; \text{ avec } k \geq 1 \text{ et } \omega \geq 0 \quad (10)$$

où ω mesure le poids accordé à l'inflation dans la fonction de perte des autorités, \bar{L}_2 représente le plein emploi avec le minimum de tension qui s'exprime par :

$$\log \bar{L}_2 = \log L_{2,0} + \bar{\beta} \tau E_2(\mu); \quad 0 \leq \tau \leq 1 \quad (11)$$

$$\text{On pose } \tau = \frac{\varepsilon}{\varepsilon + \bar{\beta}}$$

En utilisant les relations (7), (9), (11), et $\log L_2 = \log L_{2,0} + \bar{\beta}[p_2 + E_2(\mu)]$ dans (10), on obtient :

$$H = E_1(\omega[\log P_2 - \log P_1]^2 + [(k-1) \log L_{2,0} - \bar{\beta}(1-k\tau)\psi(\mu-\delta) - \bar{\beta}(\log P_2 - E_1 \log P_2)]^2) \quad (10')$$

(k-1) reflète l'écart entre le taux naturel et le taux désiré de l'emploi ; k=1, correspond à l'absence de biais discrétionnaire. On note donc que la réalisation de l'ajustement du marché du travail passe par le contrôle de l'inflation. En effet, les solutions de (10') sont solutions de (10).

A la fin de la première période, les autorités monétaires décident de la politique de la période 2, c'est-à-dire déterminent $m_{2,0}$ et γ à un niveau qui minimise la fonction de perte. Les autorités choisissent un régime de taux de change allant du rattachement rigide au flottement pur. Ceci revient à résoudre le problème de minimisation de H par rapport à $\log P_2$. La solution est¹⁴ :

$$\log P_2 = \log P_1 + \frac{\bar{\beta}(k-1)}{\omega} \log L_{2,0} - \Theta \psi(\mu - \delta) \quad \text{avec} \quad \Theta = \frac{\bar{\beta}^2(1-k\tau)}{\omega + \bar{\beta}^2} \quad (12)$$

¹⁴ On suppose que les producteurs font des anticipations rationnelles telles qu'ils anticipent le comportement d'optimisation de la banque centrale de sorte que : $E(\frac{\delta H}{\delta \log P_2}) = 0$

$$E_1\{\omega(\log P_2 - \log P_1) - \bar{\beta}[(k-1) \log L_{2,0} - \bar{\beta}(1-k\tau)\psi(\mu-\delta) - \bar{\beta}(\log P_2 - E_1 \log P_2)]\} = 0 \text{ de}$$

sorte que $E_1 \log P_2 = \log P_1 + \frac{\bar{\beta}}{\omega}(k-1) \log L_{2,0}$. En remplaçant cette expression dans la condition de premier ordre, nous obtenons l'équation (12).

L'erreur d'anticipation ($p_2 = \log P_2 - E_1 \log P_2$) pour la période 2 et l'inflation anticipée ($\bar{p} = E_1 \log P_2 - \log P_1$) peuvent être exprimées à partir de la période 1 pour la période 2, en considérant que l'écart effectif ($\log P_2 - \log P_1$) est égal à la somme des deux composantes :

$$\bar{p} = \frac{\bar{\beta}(k-1)}{\omega} \log L_{2,0} ; \text{ et } p_2 = -\Theta \psi(\mu - \delta) \quad (12')$$

L'équation (12') suppose implicitement la présence d'un biais inflationniste proportionnel à $\frac{k-1}{\omega}$.

En rappelant la relation (7) et en supposant que $\bar{p} = \bar{\theta}$, on peut déduire :

$$s_2 = -\frac{\Theta \psi(\mu - \delta)}{\theta} \quad (12'')$$

Sachant que $E(\mu) = \psi(\mu - \delta)$, puis en égalisant (12') et (12'') on peut exprimer la politique du taux de change optimal γ^* .

$$\gamma^* = \left[\frac{\left(\bar{\beta} + \frac{V_\delta}{V_\mu} \right) \left(\frac{\omega}{\bar{\beta}^2} + 1 \right)}{(1 - \tau k)} - \bar{\beta} \right] \theta \quad (13)$$

On rappelle que $\beta < 1$, $\tau > 0$ et on suppose que $k < 1/\tau$ ce qui est possible si le biais discrétionnaire et l'élasticité d'offre de travail ne sont pas très large¹⁵.

B] L'introduction de la dette

Avec Z_t , le capital quasi fixe, la fonction de production devient :

$$\log Y_2 = \beta \log L_2 + \phi \log Z_2 + \mu_2 ; \quad \text{avec } \beta + \phi < 1$$

On suppose que l'acquisition du capital quasi fixe précède l'embauche et la production et que ce facteur de production peut être financé par une composante domestique et une composante étrangère, telle que $\phi_1 = \alpha \phi$ et $\phi_2 = (1 - \alpha) \phi$.

La composante domestique (Z_d) est financée par le crédit bancaire au prix $P_{Z,1}$. Ainsi, le coût réel de cette composante est $P_{Z,1}(1+r)$, avec r le taux d'intérêt réel domestique. La composante complémentaire (Z_w) peut être financée en devises. Son coût réel sera $P_{Z,w,1}(1+r^*)s_2/s_1$; r^* étant le taux d'intérêt réel étranger.

La nouvelle écriture de la fonction de production sera :

$$\log Y_2 = \beta \log L_2 + \phi_1 \log Z_{d,2} + \phi_2 \log Z_{w,2} + \mu_2 ; \quad \text{avec } \beta + \phi_1 + \phi_2 < 1 \quad (1')$$

¹⁵ Cette hypothèse est plausible pour des valeurs raisonnables des paramètres. Si l'élasticité d'offre de travail $\varepsilon = 1$ et $\beta = 2/3$ ce qui est équivalent à $k < 4$.

La demande des facteurs de production par les entrepreneurs respecte les conditions de maximisation du profit. Le coût réel de chacune des composantes du facteur quasi fixe est ainsi égal à la valeur anticipée de sa productivité marginale.

1-production et régime de change : $0 < \alpha \leq 1$

Le niveau de production aléatoire correspondant à l'utilisation de la composante Z_d du facteur quasi fixe qui respecte la condition de maximisation du profit s'écrit :

$$\begin{aligned} \log Y_2 &= \beta(1 + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1}) \log L_2 + \phi_2(1 + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1}) \log Z_w + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log \phi_1 \\ &\quad - \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log[P_{Zd.1}(1 + r)] + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \mu + \mu \\ &= \beta\kappa_1 \log L_2 + \phi_2\kappa_1 \log Z_{w.2} + a_1 - \frac{\phi_1}{1 + \phi_1} \log[P_{Zd.1}(1 + r)] + \frac{\phi_1}{1 + \phi_1} \mu_2 + \mu_2 \end{aligned} \quad (14)$$

$$\text{Où } \kappa_1 = (1 + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1}); a_1 = \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log \phi_1$$

Le niveau de production en absence de tous les chocs est égal à :

$$\log Y_{2.0} = \beta\kappa_1 \log L_{2.0} + \phi_2\kappa_1 \log Z_{w.0} + a_1 - \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \log[P_{Zd.1}(1 + r)] \quad (15)$$

et

$$\frac{\delta \log Y_{2.0}}{\delta r} = \frac{-\phi_1}{1 - \phi_1} \frac{P_{Zd.1}}{P_{Zd.1}(1 + r)} \text{ soit } \frac{\delta Y_{2.0}}{\delta r} = -\frac{\phi_1}{(1 - \phi_1)(1 + r)} Y_{2.0} < 0 \quad (16)$$

(16) montre que la politique qui consiste à réduire le taux d'intérêt permet d'accroître la production anticipée proportionnellement au crédit utilisé (ϕ_1) pour financer le capital.

En rappelant que $\phi_1 = \alpha\phi$, nous aurons alors $\frac{\delta Y_{2.0}}{\delta r} = -\frac{\alpha\phi}{(1 - \alpha\phi)(1 + r)} Y_{2.0} < 0$ ¹⁶.

Cela revient à considérer que l'élasticité d'offre de production par rapport au taux d'intérêt réel est égale à $-\frac{\alpha\phi}{1 - \alpha\phi}$.

La nouvelle fonction de perte (17) montre le double effet sur la production du taux d'intérêt et du choix du régime de change :

$$E(\log Y_2) - E\{\omega[(p_2 - p_1)^2] + [\log L_2 - k \log \tilde{L}_2]^2\} \quad (17)$$

¹⁶On note qu'on peut écrire $\frac{\delta Y_{2.0}}{\delta r} = \left(1 - \frac{1}{1 - \alpha\phi}\right) \frac{Y_{2.0}}{1 + r}$ donc si α augmente alors $\alpha\phi$ augmente et $(1/1 - \alpha\phi)$ augmente.

(17) traduit le fait que le gouvernement fixe sa politique monétaire en vue de maximiser la production anticipée ajustée à la baisse par le coût de l'inflation et l'écart entre l'emploi effectif et l'emploi désiré.

$$\tilde{H} = H - E(\log Y_2) \quad (10')$$

On remarque que si on fait abstraction du canal du crédit, on retrouve notre fonction de perte initiale H donnée par (10).

La flexibilité optimale du taux de change ($\tilde{\gamma}^*$) sera la solution de $\frac{d\tilde{H}}{d\gamma} = 0$.

Or

$$\begin{aligned} 0 = \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} &= \frac{dH}{d\gamma} - \frac{dE(\log Y_2)}{d\gamma} = \frac{dH}{d\gamma} - \left[\frac{d \log Y_2}{dr} \frac{dr}{d\gamma} \right]_{17} \\ &= \frac{dH}{d\gamma} + \frac{\phi_1}{1 - \phi_1} \frac{Y_{2.0}}{(1 + r)} \frac{dr}{d\gamma} \end{aligned} \quad (18)$$

En rappelant que γ^* est la solution de la première fonction de perte soit $dH/d\gamma = 0$ alors pour $\gamma = \gamma^*$, nous aurons :

$$\left. \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} = \frac{\phi_1}{(1 - \phi_1)} \frac{Y_{2.0}(r)}{(1 + r)} \left. \frac{dr}{d\gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} < 0^{18} \quad (19)$$

La réduction de la flexibilité augmente le bien-être en raison de l'effet favorable du taux d'intérêt sur la production. Si on note $\tilde{\gamma}^*$ le régime de change optimal en présence d'un besoin de financement du capital on constate que $\tilde{\gamma}^* > \gamma^*$.

2- Le cas où le facteur quasi fixe est financé en devises ($0 \leq \alpha < 1$)

Il s'agit d'exclure le cas où $\alpha = 1$ c'est-à-dire l'éventualité d'un financement exclusif en monnaie domestique. Le niveau de production aléatoire correspondant à l'utilisation de la composante Z_w du facteur quasi fixe tout en respectant la condition de maximisation du profit.

$$\begin{aligned} \log Y_2 &= \beta \kappa_2 \log L_2 + a_2 + \phi_1 \kappa_2 \log Z_{d.2} - \frac{\phi_2}{1 - \phi_2} \log \left(P_{Zw.1} (1 + r^*) \frac{s_2}{s_1} \right) + \nu_2 \\ \text{Avec } \kappa_2 &= \left(1 + \frac{\phi_2}{1 - \phi_2} \right); a_2 = \frac{\phi_2}{1 - \phi_2} \log \phi_2 \text{ et } \nu_2 = \mu_2 \left(1 + \frac{\phi_2}{1 - \phi_2} \right) \end{aligned} \quad (20)$$

La forme déterministe s'obtient en supposant tous les chocs nuls.

¹⁷ On remplace $E \log Y_2$ par $\log Y_{2.0}$ qui correspond au niveau de $\log Y_2$ de long terme.

¹⁸ On admet le résultat de Aizenman et Hausmann (2001) qui démontrent que $\frac{dr}{d\gamma} < 0$, autrement dit, que la flexibilité augmente le taux d'intérêt réel. Le risque associé à l'emprunt est plus élevé en cas de flexibilité.

$$\log Y_{2,0} = \beta \kappa_2 \log L_{2,0} + \phi_1 \kappa_2 \log Z_{d,2} - \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \log P_{Zw,1} (1+r^*) - \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \log \frac{s_2}{s_1} + a_2 \quad (21)$$

$$\frac{d \log Y_{2,0}}{ds} = -\frac{\phi_2}{1-\phi_2} \text{ soit } \frac{dY_{2,0}}{ds} = -\frac{\phi_2}{1-\phi_2} Y_{2,0} < 0 \quad (22)$$

La dépréciation de la monnaie domestique s (s_2/s_1) exerce un effet négatif sur la production.

La flexibilité optimale du taux de change ($\tilde{\gamma}^*$) sera la solution de $\frac{d\tilde{H}}{d\gamma} = 0$. En suivant le même raisonnement que précédemment, nous dérivons la nouvelle fonction de perte par rapport à γ et s .

$$\begin{aligned} 0 = \frac{d\tilde{H}}{d\gamma} &= \frac{dH}{d\gamma} - \frac{dE(\log Y_2)}{d\gamma} = \frac{dH}{d\gamma} - \left[\frac{d \log Y_2}{ds} \frac{ds}{d\gamma} \right] \\ &= \frac{dH}{d\gamma} + \frac{\phi_2}{1-\phi_2} Y_{2,0} \frac{ds}{d\gamma} \end{aligned} \quad (23)$$

$$\left. \frac{\partial \tilde{H}}{\partial \gamma} \right|_{\gamma=\gamma^*} = -\frac{\delta \log Y_{2,0}}{\delta s} \frac{\delta s}{\delta \gamma} = \frac{\phi_2}{1-\phi_2} \frac{\delta s}{\delta \gamma} = \frac{(1-\alpha)\phi}{1-(1-\alpha)\phi} \frac{\delta s}{\delta \gamma} < 0 \quad (24)$$

L'effet bilan apparaît à travers l'impact de la variabilité du taux de change sur la dette en devise. La relation (24) décrit un effet de bilan négatif qui est d'autant plus important que le poids de la dette en devise (α faible) dans la dette totale est élevé.

ANNEXE2 : LES VARIABLES EXPLICATIVES :

- PTH représente la réactivité des prix domestiques aux variations du taux de change nominal.
- VARPIBRD La variance du choc au PIB réel domestique est calculée à partir du taux de croissance du PIB réel en monnaie domestique. La variance des chocs à la production sur la période 1981-1990, par exemple, est utilisée comme la variance du choc à la production en 1990. La variance du choc à la production de l'année 1980 est donnée par la variance des taux de croissance des PIBR sur la période 1971-80.
- VARINF L'inflation domestique est mesurée par la variation relative de l'Indice des prix à la consommation (IPC) (Différence première en pourcentage) (cd-rom FMI).
- DOMDET le ratio du crédit domestique au PIB. Cd-rom Banque mondiale.
- DETPIB, le ratio de la dette externe au PIB (\$ US). Cd-rom Banque mondiale.
- SFIN (liquidité) : $M2/PIB^{19}$ en pourcentage renseigne sur la profondeur des marchés financiers (Hausmann et al 1999) (cd-rom FMI).

ANNEXE 3 LISTE DES PAYS DE L'ECHANTILLON

Afrique du Sud	Egypte	Indonésie	Pakistan
Bolivie	El Salvador	Iran	Panama
Botswana	Equateur	Israël	Pérou
Brésil	Fiji	Jamaïque	Philippines
Burundi	Ghana	Jordanie	Thaïlande
Cameroun	Guatemala	Kenya	Trinité&Tobago
Chili Canada	Guinée-Bissau	Koweït	Tunisie
Colombie	Haïti	Madagascar	Turquie
Corée	Honduras	Malaisie	Uruguay
Costa Rica	Hong-Kong	Malawi	Venezuela
République Dominicaine	Inde	Mexique	

¹⁹ Bénassy-Quéré, Coeuré (2002) utilisent $M2/PIB$ comme proxy de la dollarisation. Ils considèrent qu'une économie fortement dollarisée utilisera faiblement la monnaie domestique comme moyen de paiement et de réserve.

ANNEXE 4 RESUME STATISTIQUE DES VARIABLES

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
yimf	945	.9968254	.6678057	0	2
ybor	515	.976699	.4826169	0	2
yr	678	1.365782	.7582984	0	3
PTH (1980-2001	901	.8500264	.9335445	.0261409	5.095606
PTH (1980-1989)	410	1.120095	1.556298	.022392	8.308344
PTH (1990-2001)	515	1.085149	1.779394	.010704	10.02727
domdet	932	37.52755	28.89612	1.542269	171
sfin	927	38.65069	28.11826	3.105186	234.0003
varm2	912	108057.6	647133	.5899078	4792714
infhyp	937	.186868	1.026353	0	9.372028
infnormal	937	2.396398	1.108428	-1.196315	5.104624
lrp	901	2.542394	2.574572	-3.295394	13.50748